

ЭКОНОМИКО-МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ

УДК 621.31:339.13 + 338.45:621.31

В.Г. Мохов¹*Южно-Уральский государственный университет,
г. Челябинск, Россия*Т.С. Демьяненко²*Южно-Уральский государственный университет,
г. Челябинск, Россия*

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ЗНАЧИМЫХ ФАКТОРОВ ПРИ ПРОГНОЗИРОВАНИИ ОБЪЕМА ПОТРЕБЛЕНИЯ ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ ПО ОБЪЕДИНЕННОЙ ЭНЕРГОСИСТЕМЕ УРАЛА НА ОСНОВЕ РЕГРЕССИОННОГО АНАЛИЗА

Аннотация. Объектом исследования выступает Объединенная энергосистема Урала Оптового рынка электрической энергии и мощности России (ОРЭМ). Предметом исследования являются организационно-экономические отношения в процессе перехода от централизованной системы управления электроэнергетикой России, осуществляемого ОАО «РАО «ЕЭС России»», к рыночной системе электрической генерации и распределения электроэнергии. В статье исследована реакция потребителей электрической энергии на изменение тарифов в период после реформирования ОАО «РАО «ЕЭС России»». На фактических данных Системного оператора Единой энергетической системы России показано, как меняются значения показателей эластичности спроса на электроэнергию по мере перехода самого молодого в мире конкурентного рынка электрической энергии и мощности в стационарный режим работы: потребление из неэластичного приближается к эластичному по цене. Для исследования использована методика прогнозирования объема потребления с помощью корреляционно-регрессионного анализа. На основе построения многофакторной регрессионной модели доказано, что значимыми факторами при прогнозировании объема потребления электрической энергии являются тариф рынка на сутки вперед, среднесуточная температура окружающей среды и рабочие/нерабочие дни недели. Включение последних двух факторов в модель (по сравнению с парно-регрессионным анализом) привело к увеличению коэффициента детерминации с 0,017 до 0,89 и снизило ошибку аппроксимации с 9,09 до 3,32 %. Исследование показало, что переход к конкурентному рынку производства электроэнергии в России фактически был осуществлен не в 2008 г., а в 2014 г. Результаты исследования имеют высокую практическую значимость для субъектов электроэнергетики России, т.к. построенная модель существенно повышает точность прогнозирования основных параметров рынка, а в силу специфики организации работы отечественного энергорынка ошибка в прогнозе потребления приводит к существенному росту затрат за счет действующей системы почасовых штрафов балансирующего рынка.

Ключевые слова: прогнозирование; потребление; Объединенная энергосистема Урала; ОРЭМ; рынок на сутки вперед; балансирующий рынок; эластичность спроса; модель; корреляционно-регрессионный анализ; значимые факторы.

Актуальность темы исследования

Декларированная на национальном уровне «Энергетическая стратегия России на период до 2035 года» предполагает комплексную структурную трансформацию

энергетического сектора и его переход на качественно новый уровень, обеспечивающий потребности экономического развития страны. Одним из приоритетных направлений энергетической политики, обозна-

ченных в энергетической стратегии России на период до 2030 г., является повышение уровня энергетической эффективности.

В ряду резервов повышения уровня энергетической эффективности отечественного рынка электроэнергетики особое место принадлежит развитию математического аппарата экономических исследований энергорынка, методов его применения и встраивания в инструментальные средства для повышения обоснованности управленческих решений субъектов электроэнергетики при планировании и прогнозировании их операционной деятельности.

Несмотря на то, что с начала 50-х гг. прошлого столетия не опровергнута концепция информационной эффективности фондового рынка, практика подталкивает исследователей в направлении поиска наиболее вариабельных моделей прогнозирования цен на фондовых рынках. В российских условиях прогнозирование основных параметров рынка электроэнергетики является одной из самых актуальных и практически значимых задач финансового планирования субъектов электроэнергетики и оптимизации их деятельности на оптовом рынке электрической энергии и мощности.

Актуальность темы исследования обусловлена тем, что в России появились новые субъекты управления в сфере производства, распределения и потребления электрической энергии, формируются ра-

дикально новые организационно-экономические отношения самого молодого энергетического рынка мира, которые в силу объективных причин не до конца исследованы, но должны учитываться при формировании управленческих решений субъектов электроэнергетики. В этих условиях у потребителей энергоресурсов появилась проблема обеспечения как можно более высокой точности краткосрочных прогнозов энергопотребления, т.к. в силу специфики организации работы отечественного энергорынка ошибка в прогнозе приводит к существенному росту затрат за счет действующей системы почасовых штрафов балансирующего рынка [1].

В связи с этим особую своевременность и актуальность приобретает необходимость разработки математических и инструментальных методов моделирования потребления электрической энергии для обеспечения достаточно высокой точности прогноза энергопотребления.

Степень изученности и проработанности проблемы

На сегодняшний день разработано большое количество моделей прогнозирования временных рядов, накоплены базы данных реальных значений. Продолжаются работы над созданием новых моделей и совершенствованию вычислительных платформ и систем. В то же время требования к точности прогнозирования и экономическому управлению становятся все более жесткими, поэтому задача прогнозирования временных рядов не только совершенствуется, но одновременно усложняется с каждым днем [2].

Проблемами управления энергопотреблением предприятий с учетом его адаптации к особенностям функционирования территориального энергорынка занимаются как отечественные, так и зарубежные ученые, такие как И.А. Башмаков, В.В. Бушуев,

¹ Мохов Вениамин Геннадьевич – доктор экономических наук, профессор кафедры экономики и управления на предприятиях сферы услуг, рекреации и туризма Южно-Уральского государственного университета (Национального исследовательского университета), г. Челябинск, Россия (454080, г. Челябинск, пр. Ленина, 76); e-mail: mokhov50@mail.ru.

² Демьяненко Татьяна Сергеевна – старший преподаватель кафедры математического и компьютерного моделирования Южно-Уральского государственного университета (Национального исследовательского университета), г. Челябинск, Россия (454080, г. Челябинск, пр. Ленина, 76); e-mail: oop_flp@mail.ru.

Л.Д. Гительман, А.П. Дзюба, Л.В. Зайцева, А.Ю. Домников, В.С. Катренко, Ю.Б. Ключев, В.А. Кокшаров, Л.А. Копцев, В.В. Кудрявый, А.А. Макаров, Л.Б. Меламед, В.Г. Мохов, А.С. Некрасов, В.Р. Огороков, Б.Е. Ратников, П.А. Синютин, И.А. Чучуева, K. Chen, D.L. Greene, S. Hunt, M. Mesarovic, P. Thollander, H. Wang.

В работах этих ученых рассматриваются вопросы формирования рынка электроэнергетики как на территории РФ, так и за рубежом, исследуется дореформенная энергетика и постреформенный рынок электроэнергетики России, обосновываются методики и алгоритмы прогнозирования тарифов и объемов потребления, а также ряд других научных и практических обобщений, составляющих теоретическую и методологическую базу настоящего исследования. Однако эконометрическое исследование динамики основных параметров отечественного рынка электроэнергетики, выявление значимых факторов, оказывающих прямое влияние на изменение тарифов и объемов потребления, а также построение алгоритмов прогнозирования на основе полученных исследований, несмотря на их научно-практическую значимость, объектом отдельного исследования не выступало. Так, в работах рассматриваются различные методы и модели, основанные на статистическом прогнозировании [7, 10, 15, 17, 20].

Все большую популярность набирают методы прогнозирования энергорынка с использованием нейронных сетей, в силу их высокой точности. Так, в работах подробно рассмотрены методики моделирования электропотребления и экономических показателей энергорынка России [3–6]. Недостаток данных подходов заключается в высоких ресурсозатратах по сравнению с другими статистическими моделями прогнозирования, например, регрессионного класса.

Анализ динамик эконометрических показателей с помощью парно-регрессионного анализа

Задача парно-регрессионного анализа в рамках данного исследования заключается в построении уравнения связи (уравнения регрессии), которое бы определяло зависимость между сложившимися тарифами на электроэнергию (x) и уровнем потребления (y). Исследование проводилось для данных объема потребления электрической энергии с 2009 по 2016 г. [1]. В рамках исследования были построены модели парной линейной (ЛР), гиперболической (ГР) и экспоненциальной (ЭР) регрессий.

Критериями оценки качества модели были выбраны:

1) Средняя абсолютная ошибка в процентах (mean absolute percentage error, MAPE):

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|y_i - \hat{y}_i|}{y_i} \cdot 100\%, \quad (1)$$

где y_i – фактическое значение, \hat{y}_i – прогнозируемое значение.

2) Средний коэффициент эластичности (КЭ) – показывает, на сколько процентов в среднем изменится результативный признак y при отклонении фактора x на 1 % от своего номинального значения. Рассчитывается по формуле:

$$\bar{L} = f'(\bar{x}) \cdot \frac{\bar{x}}{\bar{y}}.$$

3) Коэффициент корреляции (КК) – это мера линейной зависимости двух случайных величин. Выборочный коэффициент корреляции r_{xy} принимает значения в диапазоне $-1 \leq r_{xy} \leq 1$. Чем ближе величина $|r_{xy}|$ к единице, тем теснее линейная связь и тем лучше линейная зависимость согласуется с данными наблюдений. При $|r_{xy}| = 1$ связь становится функциональной, то есть соотношение $\hat{y}_i = a + b \cdot x_i$ выполняется для

всех наблюдений. При $r_{xy} > 0$ связь является прямой, при $r_{xy} < 0$ – обратной. Рассчитывается по формуле:

$$r_{yx} = \frac{n \sum x_i y_i - (\sum x_i) \cdot (\sum y_i)}{\sqrt{[n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2] \cdot [n \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2]}}. \quad (3)$$

4) Коэффициент детерминации (КД) – отношение объясненной части $D(\hat{y})$ дисперсии переменной y ко всей дисперсии $D(y)$, используется для оценки качества (точности) построенной модели регрессии. Чем выше этот показатель, тем лучше модель описывает исходные данные, принимает значения в диапазоне от 0 до 1. Рассчитывается по формуле:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}. \quad (4)$$

5) F -критерий Фишера. Суть метода сводится к тому, что выдвигается «нулевая» гипотеза H_0 о статистической незначимости уравнения регрессии (то есть о статистически незначимом отличии величины F от нуля). Эта гипотеза отвергается при выполнении условия $F_p > F_k$, где F_k определяется по таблицам F -критерия Фишера при числе степеней свободы $k_1 = k$, где k число независимых переменных в уравнении регрессии, $k_2 = n - k - 1$ и заданному уровню значимости α (для расчетов принято $\alpha = 0,05$). F_p рассчитывается по формуле:

$$F = (n - 2) \cdot \frac{R^2}{1 - R^2}. \quad (5)$$

6) Значимость коэффициентов уравнения парной регрессии оценивается с помощью t -статистики, используя стандартные ошибки коэффициентов регрессии. Под стандартной ошибкой коэффициента регрессии понимается оценка стандартного отклонения функции плотности вероятности коэффициента. Стандартные ошибки коэффициентов регрессии (S_a, S_b) определяются соотношениями:

$$S_a = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2 \cdot \sum_{i=1}^n x_i^2}{(n - 2) \cdot n \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}};$$

$$S_b = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - y_i)^2}{(n - 2) \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}. \quad (6)$$

Отношения $t_a = \frac{a}{S_a}$, $t_b = \frac{b}{S_b}$ в случае нормально распределенной ошибки ε_i являются t -статистиками, то есть случайными величинами, распределенными по закону Стьюдента с числом степеней свободы $n - 2$. Для оценки статистической значимости коэффициентов регрессии применяется t -критерий Стьюдента, согласно которому выдвигается «нулевая» гипотеза H_0 о статистической незначимости коэффициента уравнения регрессии (то есть о статистически незначимом отличии величины a или b от нуля). Эта гипотеза отвергается при выполнении условия $t_a > t_{\text{крит}}$, где $t_{\text{крит}}$ определяется по таблицам t -критерия Стьюдента по числу степеней свободы $k1 = n - k - 1$ (k – число независимых переменных в уравнении регрессии) и заданному уровню значимости α . (Аналогично для t_b .)

Сводные результаты рассчитанных показателей по данным 2009–2016 гг. представлены в табл. 1. В качестве прогнозного значения регрессора x_p принято значением тарифа РСВ на 1 января каждого последующего года.

Графики полученной динамики коэффициента эластичности и корреляции представлены на рис. 1 и 2, соответственно.

Парно-регрессионный анализ показал, что с 2009 по 2014 г. рынок электроэнергетики развивался как конкурентный, но в 2015 г. все показатели вернулись к значени-

Таблица 1
Эконометрические показатели парно-регрессионного анализа по данным 2009–2016 гг.

Год	Вид	Уравнение регрессии	КЭ	КК	КД	МА- РЕ, %	F_p	t_a	t_b
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2009	ЛР	$\hat{y} = -19,822x + 656683,435$	-0,012		0,0009	9,38	0,32	29,05	-0,57
	ЭР	$\hat{y} = 637890,070 + 3203,832e^{0,001x}$	0,006	-0,03	0,0001	9,45	0,04	28,21	91,83
	ГР	$\hat{y} = 588503,779 + 34695770,567 \cdot \frac{1}{x}$	-0,084		0,0139	9,20	5,11	26,20	1001422
2010	ЛР	$\hat{y} = -57,919x + 719514,4345$	-0,073		0,0070	9,08	2,56	23,48	-1,60
	ЭР	$\hat{y} = 726350,995 - 23828,193e^{0,001x}$	-0,069	-0,08	0,0075	9,08	2,74	23,71	-658,58
	ГР	$\hat{y} = 628992,782 + 34712848,248 \cdot \frac{1}{x}$	-0,062		0,0043	9,12	1,57	20,50	957871
2011	ЛР	$\hat{y} = -130,020x + 815853,0481$	-0,181		0,0240	8,46	8,94	19,44	-2,99
	ЭР	$\hat{y} = 797903,412 - 40664,163e^{0,001x}$	-0,146	-0,16	0,0168	8,53	6,21	18,94	-935,55
	ГР	$\hat{y} = 530694,006 + 152397360,944 \cdot \frac{1}{x}$	-0,236		0,0395	8,33	14,95	12,65	3516901
2012	ЛР	$\hat{y} = -232,887x + 926583,7874$	-0,333		0,1585	7,61	68,37	32,88	-8,27
	ЭР	$\hat{y} = 930311,412 - 86451,264e^{0,001x}$	-0,328	-0,40	0,1644	7,57	71,40	33,10	-3067,25
	ГР	$\hat{y} = 479021,242 + 211964999,329 \cdot \frac{1}{x}$	-0,320		0,1428	7,73	60,48	16,53	7566487

**Определение значимых факторов при прогнозировании объема потребления электроэнергии
по объединенной энергосистеме Урала на основе регрессионного анализа**

Продолжение табл. 1

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2013	ЛР	$\hat{y} = -289,966x + 1004844,169$	-0,431		0,2073	7,02	94,93	32,20	-9,74
	ЭР	$\hat{y} = 990942,326 - 101156,731e^{0,001x}$	-0,429	-0,46	0,2113	6,98	97,27	31,84	-3407,67
	ГР	$\hat{y} = 408526,442 + 303681877,581 \cdot \frac{1}{x}$	-0,426		0,1930	7,14	86,84	12,98	10113540
2014	ЛР	$\hat{y} = -526,296x + 1293032,026$	-0,820		0,4451	5,62	291,2	37,75	-17,06
	ЭР	$\hat{y} = 1231325,538 - 171564,275e^{0,001x}$	-0,809	-0,67	0,4447	5,63	290,7	35,94	-5560,8
	ГР	$\hat{y} = 129780,315 + 639040284,463 \cdot \frac{1}{x}$	-0,813		0,4374	5,65	282,1	3,76	20576605,73
2015	ЛР	$\hat{y} = 80,01x + 619543,9$	-0,414			8,13	3,73	14,03	1,93
	ЭР	$\hat{y} = 617444,837 - 30011171e^{0,001x}$	0,131	0,10	0,0113	8,12	4,16	13,99	724,44
	ГР	$\hat{y} = 771177,748 - 70357731,94 \cdot \frac{1}{x}$	0,094		0,0076	8,15	2,79	17,44	-1695227
2016	ЛР	$\hat{y} = -138,5x + 853866,4$	-0,333		0,1585	7,61	68,37	32,88	-8,268
	ЭР	$\hat{y} = 933584,5 - 87605e^{0,001x}$	-0,328	-0,40	0,1469	7,65	62,51	236,6	-0,011
	ГР	$\hat{y} = 472121,6 - 218878750,2 \cdot \frac{1}{x}$	-0,320		0,1428	7,73	60,47	16,52	7566487

ям 2009 г., когда рынок только начинал свое становление после реформы ОАО «РАО «ЕЭС России»». В 2016 г. рынок возобновил свое функционирование как конкурентный. Возникает вопрос: можно ли считать полученные выборки наблюдений с 2009 по 2014 г. и отдельно 2015 г. частями одной объединенной выборки или принципиально различными, для которых уравнения регрессии должны строиться отдельно, а соответственно, и факторы, оказывающие влияние, для двух выборок будут различны? Для ответа на вопрос, являются ли полученные выборки частями одной объединенной выборки, использовался тест Чоу.

Согласно тесту Чоу (1), нулевая гипотеза H_0 о том, что две выборки являются частями одной объединенной выборки, отвергается при уровне значимости α , если выполняется условие [5]:

$$F = \frac{(E^2 - E_1^2 - E_2^2) \cdot (n - k_1 + k_2)}{(E_1^2 + E_2^2) \cdot (k_1 + k_2 - k)} > F_{\alpha; k_1 + k_2 - k; n - k_1 + k_2}, \quad (7)$$

где E^2 – сумма квадратов остатков объединенной выборки;

E_1^2 – сумма квадратов остатков первой выборки;

E_2^2 – сумма квадратов остатков второй выборки;

k_1 – количество объясняющих переменных первой выборки;

k_2 – количество объясняющих переменных второй выборки;

k – количество объясняющих переменных объединенной выборки;

$F_{\alpha; k_1 + k_2 - k; n - k_1 + k_2}$ – квантиль Фишера при заданном уровне значимости α и числом степеней свободы $k_1 + k_2 - k$ и $n - k_1 + k_2$;

n – количество наблюдений в объединенной выборке.

Результаты теста Чоу для линейных парных регрессий двух выборок подтверждают гипотезу H_0 . Следовательно, весь период данных потребления и тарифа РСВ с 2009 по 2015 г. можно рассматривать как единую совокупность. Следовательно, исследование отдельных периодов этой совокупности не даст искаженных представлений о поведении всей совокупности в целом.



Рис. 1. Динамика коэффициентов эластичности для уравнений линейной, экспоненциальной и гиперболической парных регрессий по данным 2009–2015 гг.

Построение модели множественной регрессии

Одно из основных требований, предъявляемых к факторам модели, – они не должны быть взаимно коррелированы, и тем более находиться в точной функциональной связи. Наличие высокой степени коррелированности между факторами может привести к неустойчивости и ненадежности оценок коэффициентов регрессии, а также к невозможности выделить изолированное влияние факторов на результативный показатель [6, 7].

Проверка наличия высокой взаимной коррелированности объясняющих переменных (мультиколлинеарности) основывается на анализе матрицы парных корреляций между факторами:

$$R = \begin{pmatrix} r_{x_1x_1} & r_{x_1x_2} & \dots & r_{x_1x_p} \\ r_{x_2x_1} & r_{x_2x_2} & \dots & r_{x_2x_p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{x_px_1} & r_{x_px_2} & \dots & r_{x_px_p} \end{pmatrix}.$$

В качестве факторов для построения модели потребления электрической энергии были выбраны индекс балансирующего рынка, тариф рынка на сутки вперед (РСВ), среднесуточная температура окружающей среды, выходные и рабочие дни, время года.

Коэффициент парной корреляции $r_{x_i x_j}$ между объясняющими переменными использовался для выявления дублирующих факторов. Линейная зависимость между объясняющими переменными x_i и x_j считается установленной, если выполняется условие $r_{x_i x_j} > 0,8$, а сами факторы называются явно коллинеарными (эмпирическое правило). При этом один из факторов должен быть исключен из модели [8].

Время года и выходные дни являются качественными факторами, то есть не имеющими количественного выражения. Влияние качественных признаков может приводить к скачкообразному изменению параметров линейных регрессионных мо-

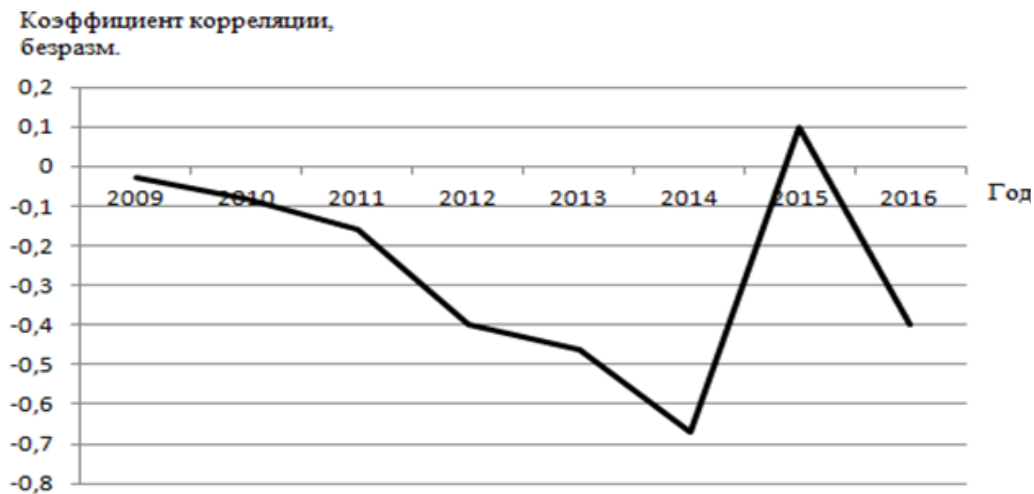


Рис. 2. Динамика коэффициента корреляции парной регрессии по данным 2009–2016 гг.

делей, построенных для различных значений качественного признака.

Чтобы учесть влияние качественного фактора в рамках одного регрессионного уравнения вводятся фиктивные переменные с двумя значениями 0 и 1, например [9]:

$$z_1 = \begin{cases} 1, & \text{рабочий день} \\ 0, & \text{не рабочий день} \end{cases} \quad (9)$$

Уравнение регрессии принимает вид:

$$\hat{y} = a + b_1 \cdot x_1 + b_2 \cdot x_2 + \dots + b_p \cdot x_p + c_1 \cdot z_1 + c_2 \cdot z_2 + \dots + c_m \cdot z_m. \quad (10)$$

Каждая фиктивная переменная (их m штук) добавляется в уравнение с определенным коэффициентом c_i .

Ввод нового члена регрессии $c_i \cdot z_i$ предполагает, что данная фиктивная переменная влияет только на величину свободного члена уравнения (параметр a). Чтобы учесть влияние фиктивной переменной на величину коэффициента регрессии b_i , следует в модель регрессии ввести дополнительное слагаемое $d \cdot z_i \cdot x_i$ для каждого фактора в отдельности:

$$\begin{aligned} y_1 &= a + b_1 \cdot x_1 + c_1 \cdot z_1 + \dots + c_m z_m + x_1 \cdot (d_1 z_1 + \dots + d_m z_m) \\ y_2 &= a + b_2 \cdot x_2 + c_1 \cdot z_1 + \dots + c_m z_m + x_2 \cdot (d_1 z_1 + \dots + d_m z_m) \\ &\dots \dots \dots \\ y_p &= a + b_p \cdot x_p + c_1 \cdot z_1 + \dots + c_m z_m + x_p \cdot (d_1 z_1 + \dots + d_m z_m). \end{aligned} \quad (11)$$

Таким образом, полученная модель является объединением нескольких моделей для каждого фактора в отдельности.

Так как для нашей модели качественный признак времени года имеет более двух градаций признака, то вводится несколько фиктивных переменных, число которых на единицу меньше числа градаций признака. Таким образом, для модели были введены 4 фиктивные переменные [10]:

$$\begin{aligned} z_1 &= \begin{cases} 1, & \text{рабочий день} \\ 0, & \text{нерабочий день} \end{cases}; \\ z_2 &= \begin{cases} 1, & \text{зима} \\ 0, & \text{не зима} \end{cases}; \\ z_3 &= \begin{cases} 1, & \text{весна} \\ 0, & \text{не весна} \end{cases}; \\ z_4 &= \begin{cases} 1, & \text{лето} \\ 0, & \text{не лето} \end{cases}. \end{aligned} \quad (12)$$

В переменной z_1 были учтены праздничные дни, которые также относятся к нерабочим дням.

Проверка значимости коэффициентов при фиктивных факторах z_1 покажет значимость влияния качественного показателя на изучаемый признак и необходимость включения в уравнение регрессии соответствующего члена.

Перед проверкой факторов на мультиколлинеарность было проведено исследование на значимость введения в модель таких факторов, как рабочие/нерабочие дни и время года. Для оценки влияния качественных факторов на свободный коэффициент было использовано линейное уравнение многофакторной регрессии [11]:

$$\begin{aligned} \hat{y} &= 597313 + 36,7 \cdot x_1 + 137,6 \cdot x_2 - \\ &- 4026,7 x_3 + 18863,8 z_1 + \\ &+ 12607,4 z_2 + 8895,7 z_3 + 29204,1 z_4, \end{aligned} \quad (13)$$

где x_1 – индекс балансирующего рынка;

x_2 – тариф рынка на сутки вперед;

x_3 – среднесуточная температура окружающей среды;

z_1 – качественный фактор рабочих и нерабочих дней;

z_2, z_3, z_4 – фиктивные переменные для качественного фактора времени года.

Полученное уравнение показывает, что в среднем при увеличении среднесуточной температуры окружающей среды на один градус, объем потребления снижается на 4026,7 МВт·ч при неизменном уровне остальных факторов; увеличение тарифа

РСВ и индекса балансирующего рынка повышает средний уровень потребления на 137,6 и 36,7 МВт·ч, соответственно. В рабочие дни потребление в среднем увеличивается на 18863,8 МВт·ч.

Для оценки влияния качественных факторов на коэффициенты при объясняющих переменных было построено объединение моделей для каждого фактора в отдельности [12, 13]:

$$\begin{aligned}\hat{y}_{x_1} &= 618886 + 70,8x_1 + 42035,7z_1 + \\ &+ 32908,9z_2 + 70195,1z_3 + 135931,7z_4 + \\ &+ x_1((-27,5)z_1 + 54,5z_2 + 65,7z_3 + 50,2z_4); \\ \hat{y}_{x_2} &= 613512,6 + 74,2x_2 + 38612,0z_1 + \\ &+ 34812,4z_2 + 72203,7z_3 + 139988,1z_4 + \\ &+ x_2(22,7z_1 + 50,1z_2 + 63,6z_3 + 52,3z_4); \\ \hat{y}_{x_3} &= 698078,8 + 5126,9x_3 + 22255,2z_1 + \\ &+ 37556,8z_2 + 16824,4z_3 + 80158,0z_4 + \\ &+ x_3(348,9z_1 + 3753,0z_2 + 675,1z_3 + 4108,4z_4). \quad (14)\end{aligned}$$

Согласно *t*-критерию Стьюдента все коэффициенты при фиктивных переменных для обеих моделей оказались значимыми, что обосновывает их введение как в модель множественной регрессии, так и в другие модели прогнозирования объема потребления электрической энергии [14].

Матрица парных корреляций представлена в табл. 2.

Для оценки статистической значимости мультиколлинеарности факторов использован критерия Пирсона $\chi^2_{\alpha,k}$. Величина $\left[n - 1 - \frac{1}{6}(2p + 5) \lg \text{Det}|R| \right]$ имеет приближен-

ное распределение $\chi^2_{\alpha,k}$ с $df = \frac{1}{2}p(p-1)$ степенями свободы. Выдвигается гипотеза H_0 о независимости переменных, то есть $\text{Det}|R| = 1$. Если фактическое значение

$\chi^2_{\alpha,k}$ превосходит табличное (критическое) $\chi^2_{\text{факт}} > \chi^2_{\text{табл}}(\alpha, df)$, то гипотеза H_0 отклоняется и мультиколлинеарность считается доказанной [17]. По данным для ОЭС Урала, с

2009 по 2015 гг. $\chi^2_{\text{факт}}$ значительно превосходит табличное значение, следовательно, наличие мультиколлинеарности между факторами доказано. Для того чтобы определить, какие из линейно зависимых факторов рациональнее убрать из модели, необходимо рассчитать дисперсию результативного признака и каждого фактора в отдельности. Используем метод, согласно которому исключается фактор, наиболее коррелирующий с остальными факторами.

Расчетные значения дисперсий представлены в табл. 3.

Таблица 2

Матрица парных корреляций

Показатель	ИБР	РСВ	Температура	Рабочие дни	Зима	Весна	Лето
ИБР	1	0,923	0,128	0,103	-0,117	-0,190	0,183
РСВ	0,923	1	0,147	0,097	-0,115	-0,148	0,172
Температура	0,128	0,147	1	0,059	-0,729	0,055	0,655
Рабочие дни	0,103	0,097	0,059	1	-0,055	-0,008	0,033
Зима	-0,117	-0,115	-0,729	-0,055	1	-0,332	-0,333
Весна	-0,190	-0,148	0,055	-0,008	-0,332	1	-0,336
Лето	0,183	0,172	0,655	0,033	-0,333	-0,336	1

Таблица 3
Дисперсия результативного признака
и каждого фактора

Фактор	Дисперсия
ИБР	120865834315,62
РСВ	120854362671,20
Температура	121178861203,17
Рабочие дни	121179575585,21
Зима	121179723449,27
Весна	121179721966,59
Лето	121179721831,80

После исключения коррелирующих факторов из модели множественная регрессия приняла вид:

$$\hat{y} = 594561,7 + 100,9 \cdot x_1 - 4948,9 \cdot x_2 + 18826,8 z_1, \quad (15)$$

где x_1 – тариф рынка на сутки вперед;

x_2 – среднесуточная температура окружающей среды;

z_1 – качественный фактор рабочих и нерабочих дней.

Преобразованная матрица парных корреляций факторов представлена в табл. 4.

Таблица 4
Преобразованная матрица парных
корреляций

Показатель	РСВ	Температура	Рабочие дни
РСВ	1	0,147	0,097
Температура	0,147	1	0,059
Рабочие дни	0,097	0,059	1

Определитель данной матрицы равен 0,967, следовательно, удаление из модели факторов ИБР и времени года решило проблему мультиколлинеарности в модели многофакторной регрессии.

Повышение тарифа РСВ на единицу увеличивает объем потребления электро-

энергии на 100,9 единиц при фиксированном уровне остальных факторов, что является интересным фактом для экономического анализа, т.к. наблюдается явная прямая зависимость спроса от цены. Повышение температуры на единицу приводит к снижению потребления на 4948,9 МВт·ч, в рабочие дни расход электроэнергии увеличивается в среднем на 18826,8 МВт·ч. Анализ по t -критерию Стьюдента показал значимость коэффициентов уравнения регрессии, то есть отсутствие случайности в их формировании. Коэффициент детерминации (R^2) оценивает долю вариации результата за счет представленных в уравнении факторов в общей вариации результата. Для полученной модели $R^2 = 0,89$, что свидетельствует о весьма тесной связи между факторами и результатом. Средние частные коэффициенты эластичности доказали отсутствие значимой эластичности между факторами и результативным признаком. Так, средний частный коэффициент эластичности между объемом потребления и температурой окружающей среды составил (-0,024), что свидетельствует о слабой обратной функциональной зависимости и подтверждается коэффициентом при данном факторе в полученном уравнении. Тариф РСВ оказывает более сильное влияние на объем потребления электроэнергии, чем два другие фактора. Средний частный коэффициент эластичности для данного фактора, равный 0,14, показывает, что эластичность слабая, но зависимость положительная, то есть при росте тарифа увеличивается объем потребления.

Данный экономический феномен подтверждает и коэффициент корреляции, рассчитанный для временного ряда объема потребления электроэнергии и тарифа РСВ 2009–2016 гг. Коэффициент корреляции равен 0,087. Несмотря на то, что коэффициент корреляции близок к нулю, он положительный, что говорит о прямой функци-

ональной зависимости тарифа РСВ от объема потребления.

Для понимания природы прямой зависимости рационально построить графики средних значений объема потребления и тарифа РСВ, а также коэффициентов корреляции отдельно для каждого года. Результаты приведены в табл. 5. Графическое изображение представлено на рис. 3.

Для каждого отдельно взятого года (кроме 2015 г.) коэффициент корреляции объема потребления электроэнергии и тарифа рынка на сутки вперед отрицательный. До 2015 г. наблюдается нарастающая динамика. В 2015 г. происходит снижение объемов потребления и тарифа, несмотря на присоединение к ЕЭС России дополнительного региона (Крым) и энергоснабжения Луганской и Донецкой областей, коэффициент корреляции становится близким к нулю, но положительным. В 2016 г. показатели возвращаются к показателям конкурентного рынка. Таким образом, для всего исследуемого ряда с 2009 по 2016 г. коэффициент корреляции близок к нулю, но положителен, а отдельно для каждого года (подвыборки) – отрицателен, при этом для некоторых лет он значительно отличается от нуля. Дан-

ный факт объясняется резким «выбросом» показателей 2015 г., а также изменениями начала отсчета каждой отдельной выборки, т.к. во всем временном ряду наблюдается изменение направления тренда (рис. 3).

Следовательно, для анализа зависимости объема потребления от тарифа рынка на сутки вперед необходимо рассматривать каждый год в отдельности, автономно.

Анализ полученных результатов

1. Результаты парно-регрессионного анализа

Результаты 2009 г. Коэффициент эластичности для всех моделей близок к 0, что говорит о совершенной неэластичности потребления электроэнергии по тарифу, функциональная зависимость между спросом и тарифом отсутствует, что подтверждают близкие к 0 коэффициенты корреляции и детерминации. Экспоненциальная регрессия дает положительный коэффициент эластичности, т.е. при увеличении тарифа объем потребления будет не уменьшаться, а увеличиваться, но он существенно близок к 0, поэтому говорить о прямой зависимости однозначно нельзя. Несмотря на то, что для гиперболической модели коэффициент де-

Таблица 5

Средние расчетные показатели

Год	Объем потребления, МВт·ч	Тариф РСВ, руб.	Коэффициент корреляции, безразм.
2009	643999,6493	639,890	-0,029819
2010	670826,5342	840,624	-0,083704
2011	693058,9041	943,486	-0,160888
2012	698371,6967	979,926	-0,394367
2013	702212,1726	1043,682	-0,455304
2014	710279,1781	1107,272	-0,667172
2015	704536,8603	1062,297	0,100794
2016	698387,5260	980,699	-0,398102

терминации выше, чем для других моделей парной регрессии, его значение недостаточно велико, чтобы говорить о зависимости потребления электроэнергии от тарифа в 2009 г. Из всех полученных уравнений парно-регрессионного анализа значимым, то есть применимым для прогнозирования, является только уравнение гиперболической регрессии, что подтверждается результатами тестов F -критерия Фишера и t -статистиками. Увеличение или уменьшение тарифа на электроэнергию по данным 2009 г. в малой степени оказывает влияние на спрос.

Результаты 2010 г. Аналогично 2009 г. функциональная зависимость между объемом потребления электроэнергии и тарифом РСВ отсутствует, ошибка аппроксимации находится на верхней границе нормы, но коэффициенты уравнений и сами уравнения являются статистически не значимыми, поэтому зависимость между объемом потребления и тарифом носит случайный характер.

Результаты 2011 г. Функциональная связь между признаками очень слабая, но

позволяет говорить о направлении этой связи, то есть между объемом потребления электроэнергии и тарифом РСВ для 2011 г. существует обратная зависимость. Коэффициент детерминации показывает, какая часть дисперсии результативного признака у объяснена уравнением регрессии. Полученные значения коэффициента детерминации для всех уравнений близки к 0, то есть для гиперболической регрессии 3,9 % дисперсии результативного признака объясняется построенным уравнением регрессии, следовательно, уравнение регрессии слабо описывает исходные данные. Результаты F -критерия Фишера и t -статистик подтверждают статистическую значимость полученных уравнений регрессий.

Результаты 2012 г. Зависимость между объемом потребления электроэнергии и тарифом РСВ становится значимой, т.к. коэффициент корреляции равен минус 0,4; эластичность все еще слабая, но ошибка аппроксимации для всех уравнений становится удовлетворительной.

Результаты 2013 г. Наилучший результат показывает уравнение экспоненциаль-

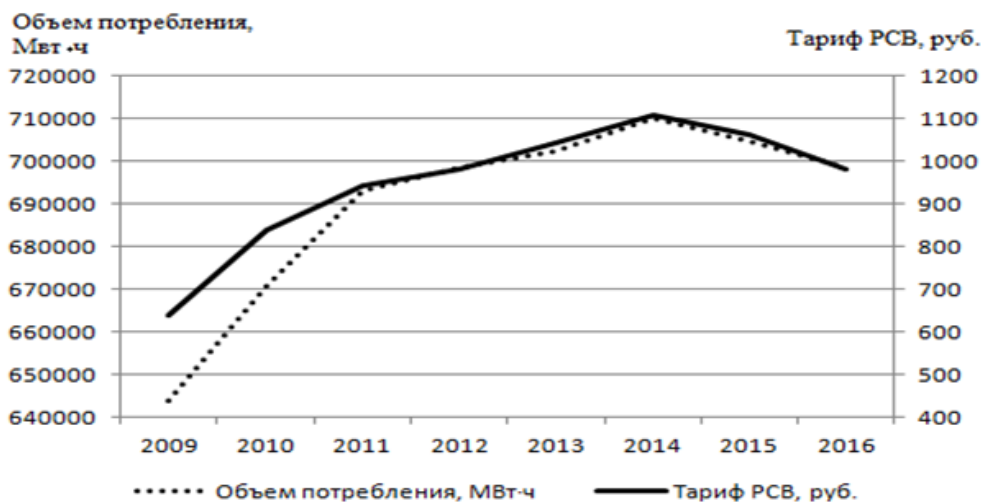


Рис. 3. Динамика средних значений объема потребления и тарифа РСВ

ной регрессии, т.к. имеет самую низкую ошибку аппроксимации и самый высокий коэффициент детерминации и эластичности. Коэффициент корреляции показывает явную обратную зависимость между объемом потребления электроэнергии и тарифом РСВ.

Результаты 2014 г. Зависимость между показателями стала явно функциональной, эластичность для всех уравнений близка к 1, ошибка аппроксимации говорит о пригодности полученных уравнений для составления по ним прогнозных значений. Результаты F -критерия Фишера и t -статистик также подтверждают статистическую значимость уравнений, то есть уравнения уже описывают исходные данные не случайно, а статистически. Коэффициент детерминации значимо отличен от 0, таким образом, соответствующее уравнение регрессии объясняет 44 % дисперсии результативного признака.

Результаты 2015 г. Коэффициенты корреляции, детерминации и эластичности объема потребления электроэнергии по тарифу РСВ, по всем моделям близки к 0, что говорит о низкой функциональной связи между показателями, а следовательно, об отсутствии значимой зависимости объема потребления от тарифа. Средняя ошибка аппроксимации находится в удовлетворительных пределах (<10 %), но для текущей ситуации на рынке электроэнергетики требуются более точные модели прогнозирования. Согласно результатам F -критерия Фишера значимым является только уравнение экспоненциальной регрессии, что и доказываемой наименьшей ошибкой аппроксимации и результатами t -критерия Стьюдента, т.к. только в уравнении экспоненциальной регрессии оба коэффициента уравнения являются значимыми, то есть отличными от 0. Таким образом, несмотря на удовлетворительную ошибку аппроксимации, использование парно-регрессионного анализа для

прогнозирования потребления в зависимости от тарифа не дает удовлетворительных результатов, т.к. отсутствует функциональная зависимость между показателями.

Результаты 2016 г. Зависимость между объемом потребления электроэнергии и тарифом РСВ вновь становится значимой, т.к. коэффициент корреляции равен минус 0,4. Показатели 2016 г. очень близки к показателям 2012 г. Эластичность возрастает по сравнению с 2015 г. до минус 0,33, что говорит о явной обратной зависимости между объемом потребления и тарифом РСВ. Ошибка аппроксимации для всех уравнений удовлетворительна и находится в допустимом диапазоне.

2. Результаты многофакторного регрессионного анализа

Анализ матрицы парных корреляций показал, что высокой зависимостью обладают объясняющие переменные ИБР и РСВ, что говорит о необходимости исключения одного из этих факторов из модели многофакторной регрессии. Также высокую корреляцию показывают качественный фактор зимнего периода и среднесуточная температура. Так как более двух факторов дают коэффициент корреляции выше 0,6, то имеет место линейная зависимость между более чем двумя переменными. Поэтому для оценки мультиколлинеарности факторов в этом случае удобнее использовать величину определителя $Det|R|$ матрицы парных коэффициентов корреляции между факторами. Чем ближе к 0 определитель (минимальное собственное значение) матрицы межфакторной корреляции, тем сильнее мультиколлинеарность между факторами и тем ненадежнее результаты множественной регрессии. Для матрицы парных корреляций, отображенной в табл. 1, $Det|R| = 0,022$ то есть значение определителя близко к 0 [15, 16].

Разница между дисперсиями коррелирующих факторов настолько мала, что исключить можно любой из них. В силу того, что формальные методы не дали однозначного ответа о том, какой фактор подлежит исключению, в модели был выбран фактор ИБР, т.к. значение тарифа РСВ несет больший экономический смысл. Исключение качественного фактора «зима» повлечет потерю смысла факторов «весна» и «лето», т.к. это градации одного признака «время года», поэтому из модели должны быть исключены все три фактора. Так как формальные показатели у факторов температуры и времени года практически равны друг другу, то логичнее исключить из модели качественный признак времени года, т.к. это приведет к снижению количества переменных в модели.

3. Оценка экономической эффективности внедрения моделей прогнозирования

Согласно Правил работы на оптовом рынке электрической энергии и мощности низкая точность прогнозирования приводит к необходимости покупки/продажи объема электроэнергии на балансирующем рынке, где уже тариф завышен/занижен, поэтому анализ поведения временных рядов и использование высокоточных моделей прогнозирования являются обоснованными и необходимыми мерами для энергосбережения предприятия. Комплекс мер или программу энергосбережения можно рассматривать как инвестиционный проект с минимальными начальными вложениями. Под начальными вложениями (IC) можно рассматривать стоимость разработки программного обеспечения, стоимость внедрения автоматизированных решений, оплату труда высококвалифицированных специалистов и т.д.

Чтобы оценить коммерческую эффективность инвестиционного проекта, рассчи-

тывается чистый дисконтированный доход (NPV). Правило принятия инвестиционного проекта, базирующееся на расчете NPV , известно: инвестиционный проект принимается, если $NPV > 0$; отвергается, если $NPV < 0$; если $NPV = 0$, то дополнительно следует рассмотреть обстоятельства, выходящие за рамки критерия (экологические, социальные и т.п.) или учесть открывающиеся новые технические, рыночные или иные перспективы.

Расчет производился на примере потребления электроэнергии Челябинской области за апрель 2017 г. Согласно данным официального сайта Системного оператора Единой энергетической системы России потребление электроэнергии Челябинской области за апрель 2017 г. составило 3157500 МВт·ч.

На момент расчета средний индекс рынка на сутки вперед (ИРСВ) равен 1198,581 руб./МВт·ч, а средний индекс балансирующего рынка (ИБР) равен 1227,8181 руб./МВт·ч. Разница ИБР и ИРСВ является повышенным тарифом или штрафом: 29,3181 руб./МВт·ч.

Умножив повышенный тариф на потребление электроэнергии Челябинской области, получим размер максимальных убытков в случае отсутствия поданной заявки: $3157500 \text{ МВт·ч} \cdot 29,31 \text{ руб./МВт·ч} = 92546325 \text{ руб.}$

NPV рассчитывается по формуле:

$$NPV = \sum \frac{CF_t}{(1+i)^t} - IC, \quad (16)$$

где CF – денежные потоки;

i – ставка дисконтирования;

t – номер периода;

IC – начальные инвестиции.

Для расчета NPV использованы денежные потоки (CF), являющиеся текущей стоимостью денег, сэкономленных при обеспечении высокой точности прогнозирования и работе на РСВ. Текущая стоимость денег определена дисконтированием будущих денежных потоков (табл. 6).

Коэффициент дисконтирования рассчитывался по формуле:

$$K_d = \frac{1}{(1+i)^t}, \quad (17)$$

где i – процентная ставка дисконтирования, рассчитанная по формуле Ирвинга Фишера, в которой ключевая ставка принята в размере 9,25 %, а темп инфляции – 4,1 %.

Интегральная величина экономии составила 273 млн руб., что несоизмеримо с инвестиционными затратами и дает достаточно высокое значение NPV и большой запас финансовой прочности по отношению к ошибкам прогноза рассматриваемого инвестиционного решения.

Аналогичные расчеты были проведены для многофакторной линейной регрессии, для которой ошибка прогноза составляет 3,32 %.

Ошибка прогноза: 0,0332·3157500 МВт·ч = 104829 МВт·ч.

Убытки: 104829 МВт·ч · 29,31 руб./МВт·ч = 3 072 538 руб.

Интегральный экономический эффект составит порядка 9 млн руб.

Таким образом, использование модели регрессии со значимыми факторами по сравнению с парной регрессией подтверждает экономическую эффективность внедрения высокоточных моделей прогнозирования.

Выводы

В 2009 и 2010 гг. нельзя однозначно говорить о направлении реакции потребителей при изменении тарифа РСВ, т.к. коэффициент эластичности близок к 0. Для всех моделей с 2011 по 2014 г. реакция потребителей

Таблица 6

Расчет дисконтированного денежного потока при высокой точности прогнозирования

Номер периода	Дисконтированный денежный поток, руб.	Номер периода	Дисконтированный денежный поток, руб.	Номер периода	Дисконтированный денежный поток, руб.
0	8329169	16	11074,58	32	14,72491
1	5505979	17	7320,824	33	9,733866
2	3639715	18	4839,414	34	6,43455
3	2406025	19	3199,084	35	4,253545
4	1590498	20	2114,747	36	2,811796
5	1051395	21	1397,949	37	1,858732
6	695022,3	22	924,111	38	1,22871
7	459442,9	23	610,8815	39	0,812236
8	303713,7	24	403,8218	40	0,536927
9	200769,3	25	266,9455	41	0,354934
10	132718,1	26	176,4637	42	0,234629
11	87732,99	27	116,651	43	0,155101
12	57995,69	28	77,11186	44	0,102529
13	38337,92	29	50,97462	45	0,067777
14	25343,2	30	33,69666	46	0,044804
15	16753,06	31	22,2751	47	0,029617

на изменение тарифов по всем исследуемым годам примерно одинакова: при росте тарифного давления потребление электрической энергии снижается, о чем говорит знак «-» в значениях эластичности спроса по цене.

С 2009 г. по 2011 г. можно говорить о совершенной неэластичности спроса по цене, что связано с началом реформы ценообразования в электроэнергетике России.

С 2012 г. по 2014 г. коэффициент эластичности постепенно увеличивается, но в 2012–2013 гг. его значения все еще намного меньше 1, что является явным признаком неэластичности.

В 2014 г. коэффициент эластичности достигает уровня, при котором можно говорить об эластичности спроса по тарифу, т.к. при росте тарифа на 10 %, спрос на потребление энергии падает более чем на 8 %.

Показатели 2015 г. близки к показателям 2009 г., когда началась реформа электроэнергетики России и рынок не был конкурентным.

До 2014 г. динамика всех показателей улучшалась, функциональная зависимость становилась сильнее и в 2014 г. можно было говорить о значимой обратной зависимости между объемом потребления электроэнергии и тарифом РСВ.

Остаточная дисперсия и границы доверительных интервалов достигли своего минимума в 2014 г., но в 2015 г. функциональная зависимость между показателя пропала, что в основном обусловлено мировым экономическим кризисом.

С 2009 г. до 2014 г. рынок электроэнергетики стремительно развивался как конкурентный, но в 2015 г. все показатели вернулись к дореформенному периоду, но в 2016 г. рынок вновь возобновил свое развитие как конкурентный.

Средняя ошибка аппроксимации построенной модели многофакторной регрессии составила 3,32 %, следовательно, построенная модель множественной регрессии достоверна и имеет высокую точность при прогнозировании объема потребления электроэнергии.

Значимыми факторами при прогнозировании объема потребления являются тариф РСВ, среднесуточная температура окружающей среды и рабочие/нерабочие дни недели. Включение последних двух факторов в модель привело к увеличению коэффициента детерминации с 0,017 до 0,89 и снизило ошибку аппроксимации с 9,09 до 3,32 %, по сравнению с парно-регрессионным анализом [3].

Построенная модель имеет высокую практическую значимость для субъектов электроэнергетики, т.к. позволяет существенно снизить энергоемкость производства за счет экономии на тарифах РСВ против тарифов БР.

Экономическая оценка предлагаемых моделей прогнозирования на примере данных потребления электрической энергии по Челябинской области показала их высокую эффективность по критерию чистой текущей стоимости.

Список использованных источников

1. Мохов В.Г., Демьяненко Т.С. Прогнозирование потребления электрической энергии на оптовом рынке электроэнергии и мощности // Вестник Южно-Уральского государственного университета. Серия Экономика и менеджмент. 2014. Т. 8, № 2. С. 86–92.
2. Сидоров С.Г., Никологорская А.В. Анализ временных рядов как метод построения потребления электроэнергии // Вестник ИГЭУ. 2010. № 3. С. 81–83.
3. Singh S. Pattern Modelling in Time-Series Forecasting // Cybernetics and

- Systems-AnInternational Journal. 2000. Vol. 31, No. 1. P. 49–65.
4. Мохов В.Г., Демьяненко Т.С. Формирование цен на оптовом рынке электрической энергии и мощности России // Экономика и предпринимательство. 2015. № 12. Часть 1. С. 1073–1082.
 5. Arrillaga J., Watson N.R. Power system harmonics. Chichester (UK): John Wiley & Sons, Ltd., 2003. 399 p.
 6. Pradhan R.P., Kumar R. Forecasting Exchange Rate in India: An Application of Artificial Neural Network Model // Journal of Mathematics Research. 2010. Vol. 1372, No. 4. P. 111–117.
 7. Nogales F.J., Conejo A.J. Electricity price forecasting through 138 transferfunction models // Journal of the Operational Research Society. 2006. Vol. 57, No. 4. P. 350–356.
 8. Дьяченко Р.А. К вопросу построения информационной системы подбора оптимальных характеристик искусственных нейронных сетей для задач прогнозирования в электроэнергетике // Современные проблемы науки и образования. 2013. № 2 [Электронный ресурс]. Режим доступа: <https://science-education.ru/ru/article/view?id=8580>.
 9. Долгова И.В., Дегтяренко Г.А. Нейронные сети в прогнозировании социально-экономических показателей в сфере электроэнергетики // Вестник Сибирского института бизнеса и информационных технологий. 2013. № 3 (7). С. 8–11.
 10. Палагушкин Б.В., Садовская Л.В., Демин Ю.В., Хромов Е.Г., Мозилов А.И., Судник А.В. Оперативное прогнозирование электропотребление с использованием нейронных сетей // Научные проблемы транспорта Сибири и Дальнего Востока. 2009. № 2. С. 421–425.
 11. Mokhov V.G., Demyanenko T.S., Ostanin I.P. Energy consumption modelling using neural networks of direct distribution on example of Russia United Power System // Journal of Computational and Engineering Mathematics. 2016. Vol. 3, Issue 4. P. 73–78.
 12. Кендалл М.Дж., Стюарт А. Многомерный статистический анализ и временные ряды. М.: Наука, 1976. 736 с.
 13. Чучуева И.А. Модель экстраполяции временных рядов по выборке максимального подобия // Информационные технологии. 2010. №12. С. 43–47.
 14. Бокс Дж., Дженкинс Г.М. Анализ временных рядов, прогноз и управление. М.: Мир, 1974. 406 с.
 15. Degenëff R.C., Hesse M.H. Principles of power engineering analysis. New York (USA): CRC Press, 2011. 428 p.
 16. Everitt B.S., Landau S., Leese M., Stahl D. Cluster Analysis. Hoboken (USA): Wiley, 2011. 346 p.
 17. Kersting W.H. Distribution system modeling and analyses. London (UK): Taylor & Francis, 2012. 439 p.
 18. Тихонов Э.Е. Прогнозирование в условиях рынка. Невинномыск: Северо-Кавказский государственный технический университет, 2006. 221 с.
 19. Norizan M., Maizah Hura A., Zuhaimy I. Short Term Load Forecasting Using Double Seasonal ARIMA Model // Regional Conference on Statistical Sciences. Malaysia: Kelantan, 2010. P. 57–73.
 20. Draper N., Smith H. Applied regression analysis. New York: Wiley, In press, 1981.
 21. Alfares H.K., Nazeeruddin M. Electric load forecasting: literature survey and classification of methods // International Journal of Systems Science. 2002. Vol. 33. P. 23–34.

Mokhov V.G.*South Ural State University (National Research University),
Chelyabinsk, Russia***Demyanenko T.S.***South Ural State University (National Research University),
Chelyabinsk, Russia*

**DEFINITION OF THE SIGNIFICANT FACTORS FOR CONSUMPTION
VOLUME FORECASTING OF THE ELECTRIC ENERGIES
FOR THE UNITED ENERGY SYSTEM OF THE URAL
BASED ON REGRESSION ANALYSIS**

Abstract. The subject of the study is the United Energy System of the Urals for the Wholesale Electricity and Capacity Market of Russia. The scope of the study is organizational and economic relations in the process of transition from the centralized system of electric power management in Russia being implemented by JSC RAO UES of Russia, to a market system of electric generation and distribution of electric power. The article investigates the reaction of electricity consumers to tariff changes in the period after the reform of JSC RAO UES of Russia. The actual data of the System Operator of the Unified Energy System of Russia shows how the values of electricity demand elasticity indicators change as the youngest competitive market of electric power and capacity shifts to the stationary mode of operation: inelastic consumption turns into price-elastic consumption. The method of predicting the volume of consumption using correlation-regression analysis was used for the study. Based on the construction of a multifactor regression model, it has been proved that significant factors in forecasting the volume of electricity consumption are the day-ahead market price, average daily ambient temperature and work/non-working days of the week. The inclusion of the last two factors in the model (in comparison with the pair-regression analysis) led to an increase in the coefficient of determination from 0.017 to 0.89 and reduced the approximation error from 9.09% to 3.32%. The study showed that the transition to a competitive market for the production of electricity in Russia in fact took place not in 2008, but in 2014. The results of the research are of high practical importance for participants in the electric power industry in Russia. The constructed model essentially improves the accuracy of forecasting the main market parameters, and due to the specifics of the domestic energy market operation, the error in the consumption forecast leads to a significant increase in costs due to the current system of hourly penalties of the balancing market.

Key words: forecasting; consumption; United Energy System of the Urals; Wholesale Electricity and Capacity Market of Russia; Day-ahead Market; Balancing Market; demand elasticity; model; correlation-regression analysis; significant factors.

References

1. Mokhov, V.G., Dem'ianenko, T.S. (2014). Prognostirovanie potrebleniia elektricheskoi energii na optovom rynke elektroenergii i moshchnosti (Forecasting of consumption of electric energy on the wholesale market of energy and power). *Vestnik Iuzhno-Ural'skogo gosudarstvennogo universiteta. Seriya Ekonomika i menedzhment (South Ural State University Bulletin. Series Economics and Management)*, Vol. 8, No. 2, 86–92.
2. Sidorov, S.G., Nikologorskaia, A.V. (2010). Analiz vremennykh riadov kak metod postroeniia potrebleniia elektroenergii (Time-series Analysis as Method of Forecast Formation of Electric Power Consumption in Kostroma Region). *Vestnik IGEU [Bulletin of Ivanov State Energy University]*, No. 3, 81–83.
3. Singh, S. (2000). Pattern Modelling in Time-Series Forecasting. *Cybernetics and Systems-AnInternational Journal*, Vol. 31, No. 1, 49–65.
4. Mokhov, V.G., Dem'ianenko, T.S. (2015). Formirovanie tsen na optovom rynke elektricheskoi energii i moshchnosti Rossii (The formation of prices in the wholesale electricity market and power Russia). *Ekonomika i predprinimatel'stvo (Journal of Economy and entrepreneurship)*, No. 12, Part 1, 1073–1082.
5. Arrillaga, J., Watson, N.R. (2003). *Power system harmonics*. Chichester (UK), John Wiley & Sons, Ltd., 399.
6. Pradhan, R.P., Kumar, R. (2010). Forecasting Exchange Rate in India: An Application of Artificial Neural Network Model. *Journal of Mathematics Research*, Vol. 1372, No. 4, 111–117.
7. Nogales, F.J., Conejo, A.J. (2006). Electricity price forecasting through 138 transferfunction models. *Journal of the Operational Research Society*, Vol. 57, No. 4, 350–356.
8. D'iachenko, R.A. (2013). K voprosu postroeniia informatsionnoi sistemy podbora optimal'nykh kharakteristik iskusstvennykh neironnykh setei dlia zadach prognozirovaniia v elektroenergetike (On the construction of information system of selection of the optimal characteristics of artificial neural networks for forecasting problems in the power sector). *Sovremennye problemy nauki i obrazovaniia (Modern problems of science and education)*, No. 2. Available at: <https://science-education.ru/ru/article/view?id=8580>.
9. Dolgova, I.V., Degtiarenko, G.A. (2013). Neironnye seti v prognozirovanii sotsial'no-ekonomicheskikh pokazatelei v sfere elektroenergetiki (Neural networks in forecasting the socio-economic indices in the electricity). *Vestnik Sibirskogo instituta biznesa i informatsionnykh tekhnologii (Herald of Siberian Institute of Business and Information Technologies)*, No. 3 (7), 8–11.
10. Palagushkin, B.V., Sadovskaia, L.V., Demin, Iu.V., Khromov, E.G., Mozilov, A.I., Sudnik, A.V. (2009). Operativnoe prognozirovanie elektropotrebleniia s ispol'zovaniem neironnykh setei (Operative forecasting a power consumption with use of neural networks). *Nauchnye problemy transporta Sibiri i Dal'nego Vostoka [Scientific Problems of Transport in Siberia and the Far East]*, No. 2, 421–425.
11. Mokhov, V.G., Demyanenko, T.S., Ostanin, I.P. (2016). Energy consumption modelling using neural networks of direct distribution on example of Russia United Power

- System. *Journal of Computational and Engineering Mathematics*, Vol. 3, Issue 4, 73–78.
12. Kendall, M., Stuart, A. (1983). *The Advanced Theory of Statistics. Vol. 3: Design and Analysis, and Time-Series*. Macmillan.
13. Chuchueva, I.A. (2010). Model' ekstrapoliatsii vremennykh riadov po vyborke maksimal'nogo podobiiia [Model of time series extrapolation in maximum similarity sampling]. *Informatsionnye tekhnologii [Information Technologies]*, No. 12, 43–47.
14. Box, G., Jenkins, G. (2015). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Wiley.
15. Degeneff, R.C., Hesse, M.H. (2011). *Principles of power engineering analysis*. New York (USA), CRC Press, 428.
16. Everitt, B.S., Landau, S., Leese, M., Stahl, D. (2011). *Cluster Analysis*. Hoboken (USA), Wiley, 346.
17. Kersting, W.H. (2012). *Distribution system modeling and analyses*. London (UK), Taylor & Francis, 439.
18. Tikhonov, E.E. (2006). *Prognostirovanie v usloviakh rynka [Forecasting under market conditions]*. Nevinnomyssk, North Caucasus State Technical University.
19. Norizan, M., Maizah Hura, A., Zuhaimy, I. (2010). Short Term Load Forecasting Using Double Seasonal ARIMA Model. *Regional Conference on Statistical Sciences*. Malaysia, Kelantan, 57–73.
20. Draper, N., Smith, H. (1981). *Applied regression analysis*. New York, Wiley, In press.
21. Alfares, H.K., Nazeeruddin, M. (2002). Electric load forecasting: literature survey and classification of methods. *International Journal of Systems Science*, Vol. 33, 23–34.

Information about the authors

Mokhov Veniamin Gennadyevich – Doctor of Economics, Professor, Department of Economics and Management in Enterprises of the Sphere of Services, Recreation and Tourism, Higher School of Economics and Management, South Ural State University (National Research University), Chelyabinsk, Russia (454080, Chelyabinsk, Pr. Lenina, 76); e-mail: mokhov50@mail.ru.

Demyanenko Tatyana Sergeevna – Senior Lecturer, Department of Mathematical and Computer Modeling, Institute of Natural and Exact Science, South Ural State University (National Research University), Chelyabinsk, Russia (454080, Chelyabinsk, Pr. Lenina, 76); e-mail: oop_flp@mail.ru.

Для цитирования: Мохов В.Г. Демьяненко Т.С. Определение значимых факторов при прогнозировании объема потребления электроэнергии по Объединенной энергосистеме Урала на основе регрессионного анализа // Вестник УрФУ. Серия экономика и управление. 2017. Т. 16, № 4. С. 642–662. DOI: 10.15826/vestnik.2017.16.4.031.

For Citation: Mokhov V.G., Demyanenko T.S. A Definition of the Significant Factors for Consumption Volume Forecasting of the Electric Energies for the United Energy System of the Ural Based on Regression Analysis. *Bulletin of Ural Federal University. Series Economics and Management*, 2017, Vol. 16, No. 4, 642–662. DOI: 10.15826/vestnik.2017.16.4.031.

Информация о статье: дата поступления 06 июня 2017 г.; дата принятия к печати 21 июня 2017 г.

Article Info: Received June 06, 2017; Accepted June 21, 2017.